

中国城镇居民信息消费的空间相关性与影响因素分析*

——基于动态空间杜宾面板模型的实证研究

张 肃

(同济大学经济与管理学院 上海 200092) (中原工学院经济管理学院 郑州 450007)

摘要:【目的】信息消费已成为日益增长的消费热点,为了促进城镇居民的信息消费水平,对其影响因素进行研究。【方法】分析中国城镇居民信息消费的发展状况及空间相关性,以及当期信息消费会受到的三种内、外部影响,构建相应的理论模型,进一步基于动态空间杜宾模型进行实证研究。【结果】当期信息消费支出对相邻地区并没有产生空间溢出效应,信息消费表现出耐用性特征,而居民信息消费会受相邻地区居民信息消费习惯的影响;影响因素中物价和收入的提升,短期内会促使本地居民信息消费支出增加;而受教育水平和信息基础设施水平的提升,短期内会对相邻地区产生显著的正向空间溢出效应;长期效应中,只有物价和收入对本地居民信息消费支出有影响。【局限】由于数据的可获得性,选用物价指数、受教育水平、信息基础设施、网民人数、收入等5个因素进行分析,未考虑的因素可能会对分析结果产生影响。【结论】在研究居民消费的影响因素时,必须考虑空间效应的各种影响,否则估计结果可能是有偏的。

关键词: 信息消费 空间相关性 内部影响 外部影响 动态空间杜宾面板模型

分类号: F49 G35

1 引 言

消费理论是经济学研究的核心课题,通过构建消费函数,研究消费支出与其影响因素之间的关系,可为制定合理有效的消费政策提供理论依据。2013年8月,《国务院关于促进信息消费扩大内需的若干意见》白皮书向社会公布,信息消费已成为日益增长的消费热点,发展潜力巨大,不但可以促进消费升级、释放市场潜力,又能够带动有效投资。因此有必要对信息消费的影响因素进行研究[1]。首先需要明确

以下三点问题:

- (1) 由于忽略空间维度存在的跨区相关效应, 会得到有偏的结论。那么省域之间城镇居民信息消费是否存在空间溢出效应?
- (2) 目前在消费领域研究中常用的习惯形成理论, 是否适用于中国城镇居民信息消费需要进行论证。信 息消费支出包括购买信息类产品和服务,并且由于信 息消费的独特特性,是否导致居民信息消费存在内、 外部习惯形成效应?
 - (3) 针对以上两点分析结论, 动态非空间面板模

通讯作者: 张肃, ORCID: 0000-0003-4813-529X, E-mail: 1980zhangsu@163.com。

^{*}本文系国家社会科学基金项目"信息消费的统计测度与评价方法研究"(项目编号: 14CTJ002)的研究成果之一。

型或是空间非动态面板模型是否适用于研究此问题?

本文针对这些问题进行研究,分析中国城镇居民 信息消费的影响因素。

2 相关研究

习惯形成理论可以分为内部习惯形成和外部习惯形成,前者主要强调消费者自身过去的消费水平对现期消费的影响,而后者主要研究具有示范作用群体的消费行为对消费的影响。Naik 等基于生命周期假说,通过效用最大化模型构建消费习惯的理论模型^[2]。Dynan 基于消费者跨期效用最大化模型,研究了消费习惯对当期消费的影响^[3]。Guarigliad 等研究消费习惯、持久收入、劳动收入风险对当期消费的影响^[4]。Angelini 研究消费习惯、预防性储蓄、财富、收入对当期消费的影响^[5]。Alessie 等研究习惯形成和收入不确定性对当期消费的影响^[6]。

在研究中国居民消费影响因素方面, 考虑内、外 部习惯形成因素以及当期消费的空间溢出效应, 代表 性的文献主要有: 艾春荣等运用动态非空间面板模型, 发现在总消费增长率变动上中国城镇与农村表现出一 定程度的耐久性, 在非耐用消费支出上农村居民表现 出一定的习惯, 但城镇居民的消费习惯几乎不存在[7]。 杭斌等运用动态非空间面板模型, 分别研究习惯形成 下的农户缓冲储备行为和中国城镇居民的习惯形成效 应[8-9]。闫新华等运用动态非空间面板模型, 将内部习 惯形成、外部习惯形成与消费结构相结合, 对中国农 村居民消费行为进行实证分析[10]。贾男等运用动态非 空间面板模型对农村家庭食品消费进行研究, 发现其 具有显著的内部习惯形成效应, 但总消费不存在消费 习惯[11]。崔海燕等运用动态非空间面板模型,基于习 惯形成理论对城乡居民的消费行为进行研究[12-14]。苏 方林等运用非动态空间杜宾模型研究城镇居民消费问 题、发现当期人均消费支出具有正向空间溢出效应[15]。 焦志伦运用非动态空间杜宾模型研究中国城市消费问 题, 发现城市空间消费市场结构更多地表现为区隔效 应而非集聚效应[16]。曹景林等运用非动态空间面板模 型对农村居民的内部和外部示范效应进行研究[17]。陈 燕武运用空间面板模型, 发现城乡居民信息消费具 有内部习惯效应和当期消费支出的正向空间溢出效 应[18]。

通过以上分析,发现对消费支出影响因素的研究 存在以下不足:

- (1) 多数仅考虑内部或外部习惯形成因素, 或是 当期消费的空间效应一种因素, 很少同时考虑这三 种影响因素, 而对外部习惯较少考虑或以平均值进 行替代:
- (2) 在研究信息消费影响因素时,分析其空间相 关性的文献较少;
- (3) 尚没有明确居民在信息消费领域是否具有习惯形成效应。

针对以上问题,本文分析了中国城镇居民信息消费的空间相关性,以及当期信息消费会受到的三种内、外部影响,进一步采用动态空间杜宾面板模型实证分析中国城镇居民信息消费的影响因素。

3 信息消费及其影响因素

消费理论一直是经济学研究的核心课题,通过构建消费函数,从而研究消费支出与其影响因素之间的关系。考虑到数据的可获得性,信息消费的影响因素选用物价指数、受教育水平、信息基础设施、网民人数和收入这5个因素进行分析^[19]。

考虑到 2002 年以来居民信息消费水平的迅猛发展,同时由于统计年鉴中 2014年以后城镇居民收入与消费数据的统计口径发生变化,故选取中国大陆 31 个省(市、自治区),2002 年—2013 年的样本数据。该期间正是信息消费快速发展的时期,因此分析这一时期影响信息消费的主要因素,对于促进信息消费持续增长具有重要意义。所有数据均来源于历年的中国统计年鉴、中国信息年鉴、中国人口和就业统计年鉴(2006年之前为中国人口统计年鉴)和各省(市、自治区)的统计年鉴。为剔除物价因素的影响,利用以 2002 年为基期的分省(市、自治区)城镇居民消费价格指数对相关数据进行平减。

(1) 信息消费支出(CZXF)

关于信息消费的内涵,一种观点认为信息消费 是居民所有用于信息类产品和服务的支出;另一种 观点认为信息消费是对基于互联网的新型信息产品 和新型信息服务的消费,新型信息产品包括功能手 机、智能手机、平板电脑、微型计算机、智能电视、 IPTV 终端等网络化终端产品;信息服务主要包括语 音服务、互联网接入服务、信息内容服务以及软件应用服务^[20]。可以看出,后一种观点认为的新型信息消费包括在前一种观点中。鉴于目前信息消费统计数据获取的难度,参照大多数学者的做法,将中国城镇居民人均消费性支出的交通通讯、娱乐文化教育、医疗保健三项消费支出总额加总作为居民信息消费支出的替代^[21]。

(2) 物价指数(CZJG)

由于目前统计年鉴中没有提供信息消费价格指数,本文选用城镇居民消费价格指数(2002 年为基期) 作为替代,以反映整体物价水平对居民信息消费支出 的影响。

(3) 受教育水平(SJYSR)

用城镇居民平均受教育年限来替代,用来反映城镇居民受教育水平提高对居民信息消费支出的影响。 具体测算方法为:将未上过学、小学、初中、高中、 大专及以上以1年、6年、9年、12年、16年为权重, 计算每一种受教育水平人数所占比重,再计算加权和 便得到人均受教育水平。

(4) 信息基础设施(CTGL)

选用长途光缆长度作为替代,来反映信息基础设施对信息消费支出的影响。

(5) 网民人数(WMRS)

因缺乏单独的分省域城镇居民网民数据,这里选用网民总人数来替代,表示居民中使用新技术消费信息的广度,以反映其对居民信息消费支出的影响。

(6) 城镇居民收入水平(CZSR)

用城镇居民人均可支配收入来表示, 用来反映居 民消费能力提高对信息消费支出的影响。

4 中国城镇居民信息消费的描述性统计分析

4.1 城镇居民信息消费支出分析

2002 年-2013 年城镇居民人均信息消费支出的变化趋势如图 1 所示,可以看出 2002 年-2013 年人均信息消费支出呈持续增长态势。2002 年城镇居民人均信息消费支出为 1 958.4元,到 2013 年,城镇居民人均信息消费支出为 4 569.092元,增加 2 610.692元,平均每年增加 8.06%。

4.2 城镇居民信息消费系数分析

信息消费系数是信息消费统计的重要指标、它反

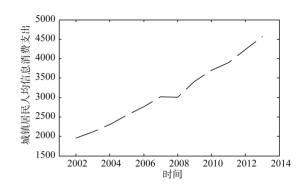


图 1 2002年-2013年城镇居民信息消费支出变化趋势

映居民信息消费支出占其总消费支出的比重,是表征信息社会和信息化发展阶段的一个新维度。信息消费系数值越大,说明居民信息消费支出占其总消费支出的比重越高,即居民的消费水平和质量也相应达到更高层级。2002年—2013年城镇居民信息消费系数的变化趋势如图 2 所示,可以看出城镇居民信息消费系数在样本期内有一定波动,但总体呈上升趋势。由 2002年的 0.3248 上升到 2013年的 0.3412,平均每年增加 0.48%。

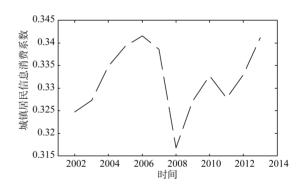


图 2 2002年-2013年城镇居民信息消费系数变化趋势

4.3 城镇居民信息消费倾向分析

信息消费倾向衡量的是居民收入中用于信息消费支出的份额,信息消费倾向的高低直接反映居民信息消费需求的意愿及程度。2002年-2013年城镇居民信息消费倾向的变化趋势如图 3 所示,可以看出,城镇居民信息消费倾向在样本期内有一定波动,但总体上呈下降趋势。城镇居民信息消费倾向由 2002年的 0.2543 下降到 2013年的 0.2281,平均每年下降 0.94%。

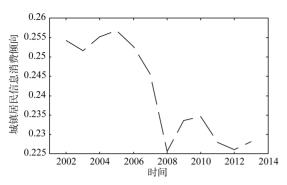


图 3 2002 年-2013 年城镇居民信息消费倾向 趋势图

4.4 城镇居民信息消费的全局空间相关性分析

先后采用 k-nearest(k=4)空间权重矩阵和各省份的

地理距离空间权重矩阵
$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d^2}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases}$$
 进行模拟实

证,结果发现空间联系主要发生在有共同边界的地区之间,而且空间相关性随距离的增大而减弱,所以最终采用基于 rook 规则的一阶权值矩阵(选取广东、广西两个省作为海南的相邻区域)^[22-23]。

首先统计中国城镇居民信息消费的空间 Moran's I 及其显著性,如表 1 所示。可以看出,2002 年以来,其 Moran's I 都很显著,表现出较强的正空间相关性。进一步,绘制了 Moran's I 变化趋势图,如图 4 所示,虽然在 2010 年略有起伏,但总体处于上升趋势。

表 1 中国城镇居民信息消费的空间 Moran's I 及其 显著性

业有口					
年份	Moran's I	年份	Moran's I		
2002	0.137(0.057)	2008	0.325(0.001)		
2003	0.151(0.042)	2009	0.330(0.001)		
2004	0.163(0.036)	2010	0.312(0.001)		
2005	0.184(0.025)	2011	0.346(0.000)		
2006	0.248(0.005)	2012	0.336(0.001)		
2007	0.290(0.002)	2013	0.341(0.000)		

(注: 括号内为相应的 p 值。)

4.5 城镇居民信息消费的局部空间相关性分析

本文绘制了 2013 年中国城镇居民信息消费的 Moran's I 散点图,如图 5 所示。其 Moran's I 值为 0.341, 表明存在较高的空间自相关性。其中第一象限共有 6 个省份,表现出高信息消费水平、高空间滞后特征 (HH),这些省份依次是北京、上海、天津、江苏、福

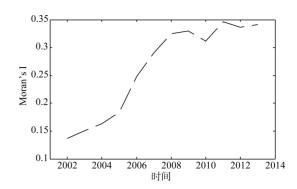


图 4 2002 年-2013 年 Moran's I 变化趋势图

建、浙江。第二象限共有 6 个省份,表现出低信息消费水平、高空间滞后特征(LH),这些省份依次是海南、江西、河北、黑龙江、安徽、广西。第三象限有 14 个省份,表现出低信息消费水平、低空间滞后特征(LL),这些省份依次是湖南、山西、宁夏、陕西、甘肃、贵州、河南、湖北、重庆、四川、云南、西藏、青海、新疆。第四象限共有 2 个省份,表现出高信息消费水平、低空间滞后特征(HL),这些省份依次是广东、内蒙古。此外还有 3 个省份表现出非典型的空间特征、依次是: 吉林、山东、辽宁。

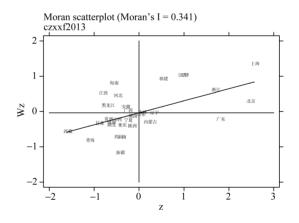


图 5 2013 年中国城镇居民信息消费的 Moran's I 散点图

为进一步理解中国城镇居民信息消费的空间相关性,本文绘制了 2002 年—2013 年中国城镇居民信息消费均值的 Moran's I 散点图,如图 6 所示。其 Moran's I 为 0.285,表明存在较高的空间自相关性。其中第一象限共有 6 个省份,表现出高信息消费水平、高空间滞后特征(HH),这些省份依次是福建、江苏、天津、上海、浙江、北京。第二象限有 5 个省份,表现出低信息消费

水平、高空间滞后特征(LH),这些省份依次是海南、江 西、河北、安徽、广西。第三象限有 16 个省份, 表现 出低信息消费水平、低空间滞后特征(LL), 这些省份依 次是黑龙江、湖南、吉林、贵州、宁夏、山西、河南、 甘肃、湖北、西藏、青海、新疆、四川、云南、重庆、 陕西。第四象限有1个省份:广东,表现出高信息消费 水平、低空间滞后特征(HL)。此外还有3个省份表现出 非典型的空间特征, 依次是: 辽宁、山东、内蒙古。

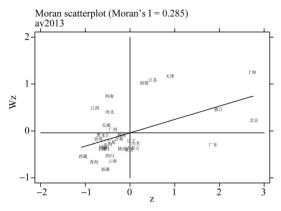


图 6 2002年-2013年中国城镇居民信息消费均值 的 Moran's I 散点图

从以上分析可以看出, 城镇居民信息消费支出虽 然呈快速增长态势, 消费意愿呈下降态势, 但是地区 间的空间相关性却呈上升态势。

5 理论模型

由于信息消费存在空间相关性, 所以必须考虑存 在的空间因素, 否则估计结果可能是有偏的。实际上 正是因为存在空间因素, 才可以引入信息消费支出的 滞后项及其空间滞后项来反映信息消费的内、外部影 响, 具体当期信息消费会受到三种影响:

- (1) 前期信息消费产生的内部影响;
- (2) 前期信息消费的空间滞后项表示的外部影响;
- (3) 当期信息消费的空间滞后项表示的外部影响。

从而需要将三种内、外部影响纳入效用函数中, 构建存在三种内、外部影响的消费函数模型。习惯形 成下的效用函数在时间上是不可分的、即: $U_t = U(C_t - \gamma H_t)$, 其中 H_t 表示习惯存量, 具有公式 (1)所示的时间演化形式。

$$H_{t} = (1 - \theta_{1})H_{t-1} + \theta_{2}C_{t-1} + \theta_{3}C'_{t-1} + \theta_{4}C'_{t}$$
 (1)

其中, $0 < \theta < 1$ 。 $\theta = 1$,表明只有上一期的消费 影响当前的消费决策; θ 越接近于 0, 对于过去消费 所形成的习惯给予的权重也越大。为了方便, 通常假 定 θ_1 =1,即习惯存量受上一期的消费支出的影响; C_{-1} 表示上一期消费支出产生的内部影响; C'_{-1} 表示 上一期其他地区消费支出产生的外部影响; C;表示当 期其他地区消费支出产生的外部影响。

从而得到 $U_t = U(C_t - \gamma \theta_2 C_{t-1} - \gamma \theta_3 C'_{t-1} - \gamma \theta_4 C'_t)$ 。 如果参数 $\gamma\theta_2$ 、 $\gamma\theta_3$ 、 $\gamma\theta_4$ 大于 0, 表现为习惯形成效应。 如果参数 $\gamma\theta_2$ 、 $\gamma\theta_3$ 、 $\gamma\theta_4$ 小于 0,则表现为消费的耐用 性,消费在不同期表现为替代效应[24]。

在 Naik 生命周期习惯形成消费模型[2]和杭斌持久 收入模型[8]基础上,引入三种内、外部影响因素的效用 函数, 可以得到理论模型, 如公式(2)所示。限于篇幅, 具体过程略去, 可联系笔者索取。

$$C_t = \alpha_1 Y_t + \alpha_2 C_{t-1} + \alpha_3 C'_{t-1} + \alpha_4 C'_t \tag{2}$$
 其中, Y_t 为收入变量。

6 实证结果及分析

在理论模型公式(2)的基础上、引入上述影响信息 消费的控制变量,并对各变量取对数,将各参数重新 安排, 可以得到本文采用的动态空间面板杜宾模型如 公式(3)所示。

$$\ln CZXF_{it} = \rho \sum_{\substack{j=1\\31\\31}}^{31} w_{ij} \ln CZXF_{it} + \tau \ln CZXF_{i,t-1}$$

$$+ \eta \sum_{\substack{j=1\\31\\31}}^{31} w_{ij} \ln CZXF_{i,t-1} + \chi \ln X_{it}$$

$$+ \beta \sum_{\substack{j=1\\31}}^{31} w_{ij} \ln X_{it} + u_i + \lambda_t + \xi_{it}$$
(3)

其中, ln CZXF_{it-1} 项表示前期信息消费对当期消 费的内部影响, 若影响效应为正, 则表明存在内部习 惯形成, 前期信息消费越多, 当期消费也要越多效用 才能增加; 若影响效应为负, 则表明消费具有耐用性 特征,前期信息消费越多,当期消费越少。 $\sum w_{ii} \ln CZXF_{i,t-1}$ 项表示前期信息消费对当期消费的 外部影响, 若影响效应为正, 则表明存在外部习惯形 成,反之表明存在负向的影响; $\sum_{i=1}^{31} w_{ij} \ln CZXF_{it}$ 表示 变量向量,包括物价指数、受教育水平、信息基础设施、网民人数、城镇居民收入水平; $\sum_{j=1}^{31} w_{ij} \ln X_{it}$ 表示

各控制变量产生的空间溢出效应; u_i 表示空间固定效应; λ_i 表示时间固定效应; ξ_{ii} 表示随机误差项。

目前文献中较多考虑的是消费的三种影响之中的一种,其中最多的是第一种,前期信息消费产生的内部影响。可能的原因是,将这三种影响均纳入模型会带来模型估计的难度。但用动态但非空间的面板模型或空间但非动态的面板模型估计方法只能考虑两种影响,所得到的结论可能是有偏的。根据 Lee、Yu 及 Elhorst 等的研究成果,对于此模型的估计,首先要判断模型是否稳定^[25-28]。如果 $\tau + \rho + \eta < 1$,则模型稳定,可以采用拟极大似然估计(QML)方法进行估计;如果 $\tau + \rho + \eta = 1$,则模型是空间协整的;如果 $\tau + \rho + \eta > 1$,则模型是空间发散的。后两种情况均为模型不稳定,需要对原始数据进行一阶差分变换再采取 QML 估计。

静态条件下空间效应检验结果如表 2 所示, 似然 比检验表明静态条件下应采用同时包含个体固定效 应、时间效应的双向固定效应模型, 但(robust)lm 检验 结果表明应采用空间误差模型。

表 2 静态条件下空间效应检验结果

检验方法	结果		
个体固定效应 LR 检验	399.9098(0.0000)		
时间固定效应 LR 检验	104.9339(0.0000)		
lmlag	5.1182(0.024)		
lmlag_robust	0.0027(0.958)		
lmerror	10.9857(0.001)		
lmerror_robust	5.8702(0.015)		

(注: 检验统计量的括号内为相应的 p 值。)

基于以上分析,在静态条件下完成空间面板杜宾模型回归结果如表 3 所示,可以发现双向固定效应的Wald_spatial和LR_spatial检验均显著拒绝将空间杜宾模型简化为空间滞后、空间误差的原假设,所以应该采用空间杜宾模型进行分析。

表 3 静态、动态空间面板杜宾模型回归结果

回归模型	空间和时间 固定效应模型	空间和时间 固定效应模型(偏差修正)	空间和时间 随机效应模型	动态空间杜宾模型
L. lnCZXF				0.4712(10.4168)***
W* L. lnCZXF				0.1887(2.3141)**
lnCZJG	1.06434(4.4578)***	1.0848(4.2981)***	1.0965(4.5556)***	0.7646(3.4579)***
lnSJYSR	-0.1046(-1.5962)	-0.1077(-1.5542)	-0.0398(-0.6349)	-0.0396(-0.8667)
lnCTGL	-0.0663(-3.9969)***	-0.0659(-3.7555)***	-0.0522(-3.6276)***	-0.0613(-4.1539)***
lnWMRS	0.0038(0.2124)	0.0038(0.2022)	0.0319(2.2737)**	$0.0402(2.0903)^{**}$
lnCZSR	1.6516(20.2361)***	1.6531(19.1488)***	1.4574(22.7761)***	1.1439(13.5611)***
W* lnCZJG	-1.5298(-3.6136)***	-1.5614(-3.4889)***	-1.7939(-4.2502)***	-0.2362(-0.9285)
W* lnSJYSR	0.2964(2.1015)**	$0.2988(2.0029)^{**}$	0.1601(1.1936)	0.1625(1.2939)
W* lnCTGL	-0.0097(-0.2577)	-0.0043(-0.1070)	0.0186(0.5578)	0.0601(1.5057)
W* lnWMRS	0.0254(0.7066)	0.0246(0.6471)	-0.0728(-2.8898)***	0.0263(0.6973)
W* lnCZSR	-0.3943(-2.3268)**	-0.5033(-2.9218)**	-0.5752(-4.1326)***	-0.6938(-3.5374)***
W* lnCZXF	0.2100(3.1297)***	0.2757(4.2727)***	0.2560(3.9668)***	0.1047(1.1838)
\mathbb{R}^2	0.9830	0.9831	0.9689	0.9878
LogL	572.0496	572.0496	-8441.0843	591.1580
Wald_spatial_lag	22.5950(0.0004)	23.6893(0.0003)		
LR_spatial_lag	22.0533(0.0005)	22.0533(0.0005)		
Wald_spatial_error	15.9661(0.0069)	13.4830(0.0192)		
LR_spatial_error	15.4240(0.0087)	15.4240(0.0087)		
$\tau + \rho + \eta$				0.7646
Wald_test $\tau + \rho + \eta = 1$				7.2460(0.0071)
时间效应检验				3.3850(0.0003)

(注: ①系数估计值括号内为 t 统计量,各检验统计量括号内为相应的 p 值; ②***、**、*分别在 1%、5%、10%的显著性水平显著。下文同。)

研究论文

但是由于静态模型缺乏对消费惯性的描述, 所以 引入动态空间杜宾模型来增加模型的解释能力, 通过 表 3 可以看出, 动态空间杜宾模型的 R²和 LogL 计算 结果最大。需要验证 L.lnCZXF 和 W* L.lnCZXF 系数 的联合检验是否显著,原假设 H。不需要加入前期消 费因素,可以通过遗漏变量的LR检验来完成。LR统 计量由公式(4)计算。

$$LR = -2(L^r - L^u) \tag{4}$$

其中、 L' 和 L" 分别为有约束和无约束条件下得 到的对数极大似然函数值。在原假设 H_0 下, LR 统计 量渐近地服从 χ^2 分布,自由度等于加入变量数。如果 加入变量后模型的对数极大似然函数值改进超过临界 值,则认为这个变量应加入到模型中。通过计算得到 LR 的统计量为 38.2168, 服从自由度为 2 的 χ^2 分布, p 值为 0.0000, 说明拒绝原假设, 应引入前期消费因 素, 考虑消费的三种影响, 采用动态空间杜宾模型。

通过计算 $\tau + \rho + \eta$, 得出其值为 0.7646, 并对原 假设 $\tau + \rho + \eta = 1$ 进行双边 Wald 检验, 检验值为 7.2460, 拒绝原假设, 说明动态空间杜宾模型满足平 稳性条件。

通过对时间效应进行 F 检验, 得出检验值为 3.3850, 自由度为(10, 287), 说明应采用包含时间固定 效应的双向固定效应模型。

通过表 3 的回归结果可以发现: 动态条件下的 W*lnCZXF 项并不显著, 说明当期信息消费支出对周 边地区没有产生空间溢出效应,影响不显著。而静态 空间杜宾模型的估计结果显示, 当期信息消费支出对 周边地区有显著的空间溢出效应, 所以其无法区分出 当期和前期影响的区别,将会因遗漏变量而造成估计 结果的偏误。

动态空间面板杜宾模型信息消费惯性影响效应测 度结果如表 4 所示。

表 4 动态空间面板杜宾模型信息消费惯性影响效应 测度

	直接效应	间接效应	总效应
L. lnCZXF	-0.5237	0.2612	-0.2625
	(-13.3628)***	(3.0806)***	(-2.8708)***

通过表 4 信息消费惯性影响的直接、间接效应分 析结果可以得出:

- (1) 前期信息消费对当期消费的内部影响的影响 效应为负, 表明信息消费具有耐用性特征, 前期信息 消费越多, 当期消费越少。这主要是由于信息类产品 具有耐用品的特征, 如购买一台电脑、手机, 下一年就 会减少这方面相应的支出; 而信息服务内容具有非消 耗性与共享性, 信息能够被无限多次地使用和消耗, 同一信息可以同时被多人拥有和使用, 造成消费者可 能通过"搭便车"来获取信息、从而造成前期信息消费 的负向影响。
- (2) 前期信息消费对周边地区产生正向的空间溢 出效应,一个地区居民信息消费会受到相邻地区居民 信息消费习惯的影响。这一点, 通过静态空间杜宾模 型无法发现、所得结论中无法区分相邻地区居民信息 消费习惯与当期信息消费支出的空间溢出效应。

动态空间面板模型可以将解释变量的效应分解为 长期效应和短期效应, 无论短期还是长期效应都可分 解为直接效应和间接效应, 在表 3 参数估计结果的基 础上,得到各变量对信息消费的直接效应和间接效应 长、短期估计结果,如表5所示。

表 5 动态空间面板杜宾模型短期、长期效应测度

	短期效应		长期效应			
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnCZJG	0.7543(3.1676)***	0.0276(0.3319)	0.7818(2.8301)***	1.5833(1.9698)**	2.2604(0.1583)	3.8438(0.2592)
lnSJYSR	-0.0405(-0.6691)	$0.0389(1.7555)^*$	-0.0015(-0.0220)	-0.0738(-0.5347)	0.0088(0.0063)	-0.0650(-0.0441)
lnCTGL	-0.0322(-1.1729)	1.2592(8.4663)***	1.2270(7.3295)***	0.3030(0.3792)	5.5197(0.2847)	5.8227(0.2901)
lnWMRS	0.0331(1.4241)	-0.2685(-0.5321)	-0.2353(-0.4567)	0.0058(0.0111)	-1.0672(-0.1008)	-1.0614(-0.0965)
lnCZSR	1.1548(12.1742)***	0.3256(1.6222)	1.4804(5.9462)***	2.5013(2.5622)**	4.4877(0.2062)	6.9890(0.3103)

从表 5 估计结果可以得出:

(1) 短期效应中, 物价水平和收入的提升会引起

本地居民信息消费支出的增加, 效应值分别为: 0.7543 和 1.1548, 而其余变量的本地直接效应不显著。

- (2) 短期效应中,受教育水平和信息基础设施水平的提升对相邻地区产生显著的正向空间溢出效应,效应值分别为: 0.0389 和 1.2592。说明受教育人口的流动会引起邻近地区信息消费支出的增加。另外,本地信息基础设施水平的提升对其相邻地区产生正向的溢出效应,而对本地区居民来说虽然估计值为负,但并不显著,说明信息基础设施改进后虽然可能引发信息消费价格下降,但本地居民信息消费支出并不受影响。
- (3) 长期效应中, 只有物价水平和收入对本地居 民信息消费支出有显著的正向作用, 但所有变量的空 间溢出效应并不显著。

7 结 论

基于面板数据对 2002 年-2013 年中国城镇居民信息消费支出的空间相关性与影响因素进行分析, 结果表明:

- (1) 城镇居民信息消费支出虽然呈快速增长态势, 但消费意愿却呈下降态势。
- (2) 城镇居民信息消费支出存在空间相关性,必须将空间因素引入回归模型。
- (3) 通过 LR 检验, 说明前期信息消费的内外部影响必须引入回归模型中, 即采用动态空间杜宾模型进行分析, 考虑理论模型中分析的当期信息消费会受到的三种影响。
- (4) 通过计算 $\tau + \rho + \eta$,并对原假设 $\tau + \rho + \eta = 1$ 进行双边 Wald 检验,说明动态空间杜宾模型满足平稳性条件。
- (5) 从回归结果来看,当期信息消费支出对周边地区并没有产生空间溢出效应,前期信息消费对当期消费的内部影响的影响效应为负,信息消费表现出耐用性特征,而前期信息消费产生正向的空间溢出效应,说明居民信息消费会受相邻地区居民信息消费习惯的影响。
- (6) 影响因素中物价水平和收入的提升,短期内会促使本地居民信息消费支出增加;而受教育水平和信息基础设施水平的提升,短期内会对相邻地区产生显著的正向空间溢出效应。长期效应中,只有物价水平和收入对本地居民信息消费支出有影响。网民人数不管是短期还是长期,直接和间接效应均不显著。

基于此本文认为:

- (1) 空间效应引起的外部习惯形成对提升中国城镇居民信息消费支出具有不可忽略的作用。
- (2) 提高信息产品和服务的供给能力,并且应加强法律手段以及技术手段来规范对信息内容的使用。
- (3) 应根据不同类型的区域,如低水平聚集区、高水平聚集区以及高、低水平混合聚集区,采用不同的政策措施,提升居民收入水平、受教育水平和信息基础设施水平,从而真正形成促进居民信息消费支出增长的长效机制。

参考文献:

- [1] 中华人民共和国国务院办公厅. 国务院关于促进信息消费扩大内需的若干意见[M]. 北京: 人民出版社, 2013. (General Office of the State Council of the People's Republic of China. Some Suggestions About Promoting Information Consumption and Expand Domestic Demand Put Forward by the State Council [M]. Beijing: The Peoples' Press, 2013.)
- [2] Naik N Y, Moore M J. Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption[J]. The Review of Economics and Statistics, 1996, 78(2): 321-328.
- [3] Dynan K E. Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data[J]. The American Economic Review, 2000, 90(3): 391-406.
- [4] Guariglia A, Rossi M. Consumption, Habit Formation, and Precautionary Saving: Evidence from British Household Panel Survey[J]. Oxford Economic Papers, 2002, 54(1): 1-19.
- [5] Angelini V. Consumption and Habit Formation When Time Horizon is Finite[J]. Economics Letters, 2009, 103(2): 113-116.
- [6] Alessie R, Teppa F. Saving and Habit Formation: Evidence from Dutch Panel Data [J]. Empirical Economics, 2010, 38(2): 385-407.
- [7] 艾春荣, 汪伟. 习惯偏好下的中国居民消费的过度敏感性——基于 1995-2005 年省际动态面板数据的分[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(11): 98-114. (Ai Chunrong, Wang Wei. A Sensitivity Analysis of Chinese Household Consumption with Habit Formation [J]. The Journal of Quantity Economics and Technology Economics, 2008 (11): 98-114.)
- [8] 杭斌. 习惯形成下的农户缓冲储备行为[J]. 经济研究, 2009(1): 96-105. (Hang Bin. Rural Households' Buffer-Stock Saving with Habit Formation [J]. Economic Research Journal, 2009(1): 96-105.)

研究论文

- [9] 杭斌, 郭香俊. 基于习惯形成的预防性储蓄——中国城镇居民消费行为的实证分析[J]. 统计研究, 2009, 26(3): 38-43. (Hang Bin, Guo Xiangjun. Precautionary Saving Under Habit Formation: An Empirical Study of Chinese Urban Population Consumption Behavior [J]. Statistical Research, 2009, 26(3): 38-43.)
- [10] 闫新华, 杭斌. 内、外部习惯形成及居民消费结构——基于中国农村居民的实证研究[J]. 统计研究, 2010, 27(5): 32-40. (Yan Xinhua, Hang Bin. Internal and External Habit Formation with Household Consumption Structure: An Empirical Study Based on Chinese Rural Household [J]. Statistical Research, 2010, 27(5): 32-40.)
- [11] 贾男, 张亮亮, 甘犁. 不确定性下农村家庭食品消费的"习惯形成"检验[J]. 经济学(季刊), 2011, 11(1): 327-348. (Jia Nan, Zhang Liangliang, Gan Li. A Test of Habit Formation in Food Consumption with Uncertainty in Rural Households: An Investigation Using Micro Panel Data[J]. China Economic Quarterly, 2011, 11(1): 327-348.)
- [12] 崔海燕, 范纪珍. 内部和外部习惯形成与中国农村居民消费行为——基于省级动态面板数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2011(7): 54-61. (Cui Haiyan, Fan Jizhen. Internal and External Habit Formation with Consumption Behavior of Chinese Rural Households: An Empirical Study Based on the Provincial Lever Dynamic Panel Data [J]. Chinese Rural Economics, 2011(7): 54-61.)
- [13] 崔海燕, 范纪珍. 习惯形成与中国城镇居民信息消费行为——基于省级动态面板数据的实证分析[J]. 情报科学, 2012, 30(5): 657-661. (Cui Haiyan, Fan Jizhen. Habit Formation and Information Consumption Behavior of Urban Households in China An Empirical Study Based on the Provincial Lever Dynamic Panel Data Model [J]. Information Science, 2012, 30(5): 657-661.)
- [14] 崔海燕. 习惯形成对我国农村居民信息消费的影响[J]. 情报科学, 2014, 32(3): 76-80. (Cui Haiyan. An Empirical Study of Habit Formation Influence Rural Residents' Information Consumption in China[J]. Information Science, 2014, 32(3): 76-80.)
- [15] 苏方林, 李臣, 张瑞. 省域城镇居民消费面板数据的空间 计量分析[J]. 湖南财政经济学院学报, 2011, 27(6): 48-53. (Su Fanglin, Li Chen, Zhang Rui. A Spatial Study on the Panel-Data of Consumption of Provincial Urban Residents [J]. Journal of Hunan Finance and Economics University, 2011, 27(6): 48-53.)
- [16] 焦志伦. 中国城市消费的空间分布与空间相关关系研究 [J]. 经济地理, 2013, 33 (7): 41-46. (Jiao Zhilun. Spatial

- Distribution and Dependence of City Consumption in China[J]. Economic Geography, 2013, 33(7): 41-46.
- [17] 曹景林, 郭亚帆. 我国农村居民消费行为的外部习惯形成特征——基于城镇化背景下的空间面板数据模型研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2013(11): 73-82. (Cao Jinglin, Guo Yafan. The External Habit Formation of Rural Residents' Study on Spatial Panel Data Model in the Course of Urbanization[J]. Modern Finance and Economics-Journal of Tianjin University of Finance and Economics, 2013 (11): 73-82.)
- [18] 陈燕武,邓兴磊. 我国城乡居民信息消费比较研究[J]. 华 侨大学学报: 哲学社会科学版, 2016(1): 48-55. (Chen Yanwu, Deng Xinglei. A Comparative Study of Information Consumption of Urban and Rural Residents in China[J]. Journal of Huaqiao University: Philosophy & Social Sciences, 2016(1): 48-55.)
- [19] 沈小玲. 我国城镇居民信息消费问题研究[M]. 北京: 人民出版社, 2013. (Shen Xiaoling. Study on the Information Consumption of Urban Residents in China [M]. Beijing: The Peoples' Press, 2013.)
- [20] 任兴洲, 王微, 王青, 等. 新时期我国消费新增长点研究 [M]. 北京: 中国发展出版社, 2014. (Ren Xingzhou, Wang Wei, Wang Qing, et al. China's New Growth Sources of Consumption in the New Era [M]. Beijing: China Development Press, 2013.)
- [21] 尹世杰. 消费经济学[M]. 北京:高等教育出版社, 2003. (Yin Shijie. Consumption Economics [M]. Beijing: Higher Education Press, 2003.)
- [22] LeSage J P, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics [M]. Boca Raton: CRC Press Taylor& Francis Group, 2009.
- [23] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 第 2 版.北京: 高 等教育出版社, 2014. (Chen Qiang. Advanced Econometrics and Stata Application [M]. The 2nd Edition. Beijing: Higher Education Press, 2014.)
- [24] Deaton A. Understanding Consumption[M]. Oxford: Oxford University Press, 1992.
- [25] Lee L F, Yu J H. A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects[J]. Econometric Theory, 2010, 26(2): 564-597.
- [26] Yu J H, Jong R D, Lee L F. Estimation for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects: The Case of Spatial Cointegration [J]. Journal of Econometrics, 2012, 167(1): 16-37.
- [27] Elhorst J P, Zandberg E, Haan J D. The Impact of Interaction Effects among Neighbouring Countries on Financial

Liberalization and Reform: A Dynamic Spatial Panel Data Approach [J]. Spatial Economic Analysis, 2013, 8(3): 293-313.

[28] Elhorst J P. Spatial Econometrics: From Cross-section Data to Spatial Panels [M]. New York: Springer, 2014.

利益冲突声明:

作者声明不存在利益冲突关系。

支撑数据:

支撑数据由作者自存储, E-mail: 1980zhangsu@163.com。

[1] 张肃. xinxixiaofei.xlsx. 信息消费及影响因素面板数据.

[2] 张肃. lilunmoxing.docx. 三种内外部影响理论模型推导过程.

收稿日期: 2017-02-15 收修改稿日期: 2017-04-18

Information Consumption of Urban Chinese Residents: An Empirical Study Based on Dynamic Spatial Durbin Panel Model

Zhang Su

(School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China) (School of Economics and Management, Zhongyuan University of Technology, Zhengzhou 450007, China)

Abstract: [Objective] This paper analyzes the factors influencing information consumption, aiming to further promote such activities among urban Chinese residents. [Methods] First, we studied the development condition, spatial correlation and three types of internal and external influencing factors. Then, we constructed the corresponding Dynamic Spatial Durbin Panel Model and conducted an empirical study. [Results] The information consumption had the durable features but posed no spillover effects. The urban residents' consumption could also affect the adjoining region residents' behaviors. The increasing of price and income promoted the information consumption in short term. The improvement of education and information infrastructure posed spatial spillover effects to adjoining residents. In the long term, only the price and income had impacts on local residents. [Limitations] We only examined the impacts of the price, education level, information infrastructure, number of cyber citizen, and income. Other factors might also affect the results. [Conclusions] We must study the residents' information consumption behaviors based on all spatial spillovers to avoid biased results.

Keywords: Information Consumption Spatial Correlation Internal Influence External Influence Dynamic Spatial Durbin Panel Model